



O Núcleo da Inflação como a Tendência Comum dos Preços

Antonio Fiorencio

Ajax R. Bello Moreira



Copyright Insper. Todos os direitos reservados.

É proibida a reprodução parcial ou integral do conteúdo deste documento por qualquer meio de distribuição, digital ou impresso, sem a expressa autorização do Insper ou de seu autor.

A reprodução para fins didáticos é permitida observando-se a citação completa do documento

O núcleo da inflação como a tendência comum dos preços^{*}

Antonio Fiorencio

Ajax R. Bello Moreira

Julho de 2000

Resumo: Nos últimos anos, diversos bancos centrais adotaram o regime de metas de inflação, dando início a uma intenso debate sobre que medida de inflação adotar. Esse debate reflete a suspeita de que os índices de inflação tradicionais possam ser excessivamente “nervosos”, no sentido de não discriminar entre (i) choques de preços generalizados e idiossincráticos e (ii) choques permanentes e temporários. Este texto define uma medida de núcleo de inflação - “core inflation” - como a tendência comum dos preços em um modelo dinâmico multivariado que, por construção, filtra choques transitórios e idiossincráticos e antecipa o nível futuro da inflação. Nós mostramos que o conhecido estimador de médias truncadas para o núcleo da inflação pode ser visto como uma proxy para o estimador de mínimos quadrados generalizados para dados heteroscedásticos. Nós utilizamos uma média truncada assimétrica suavizada e obtivemos uma medida para o núcleo da inflação não condicional aos parâmetros do modelo.

Abstract: In recent years, many central banks have adopted inflation targeting policies starting an intense debate about which measure of inflation to adopt. The literature on core inflation has tried to develop indicators of inflation which would respond only to “significant” changes in inflation. This paper defines a measure of core inflation as the common trend of prices in a multivariate dynamic model that has, by construction, three properties: it filters idiosyncratic and transitory macro noises, and it leads the future level of headline inflation. We also show that the popular trimmed mean estimator of core inflation could be regarded as a proxy for the ideal GLS estimator for heteroskedastic data. We employ an asymmetric trimmed mean estimator and we obtain an unconditional measure of core inflation.

^{*} Os autores agradecem a Ingreed Valdez, Marina Paes e Leonardo de Carvalho pela assistência de pesquisa e a Eustaquio Reis, João Victor Issler e Hélio Migon por comentários úteis.

Antonio Fiorencio: Faculdades Ibmecc, fiorencio@ibmec.br.

Ajax Moreira: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Ajax@IPEA.gov.br.

1. Introdução

Nos últimos anos, diversos bancos centrais adotaram o regime de metas de inflação, dando início a um intenso debate sobre que medida de inflação adotar. Esse debate reflete a suspeita de que os índices de inflação tradicionais possam ser excessivamente “nervosos” no sentido de não discriminar entre (i) choques de preços generalizados e idiossincráticos e (ii) choques permanentes e temporários.

A literatura sobre “core inflation” ou núcleo da inflação tem buscado indicadores alternativos que só reajam a variações “significativas” nas taxas de inflação. Mas as definições do que seria “significativo” variam, refletindo a falta de consenso sobre o que se quer efetivamente medir e porque não utilizar os índices tradicionais.

Um regime de metas de inflação requer duas medidas distintas de inflação. A primeira medida é a própria meta de inflação, que define os objetivos da política e que pode ajudar a coordenar as expectativas de inflação do público. A meta de inflação deve ser crível, facilmente compreensível e sua série histórica deve ser estável - não pode ser atualizada com o aumento da amostra, como ocorre com as medidas derivadas de modelos econométricos.

A segunda medida de inflação é o “núcleo”, que indica a tendência de inflação no curto prazo e, portanto, se a política econômica está no rumo certo. Não é necessário que o núcleo da inflação apresente as mesmas características que a medida de meta, mas é necessário que o núcleo reflita mudanças duradouras na taxa de inflação. Em particular, o núcleo deveria: (i) discriminar choques de preços idiossincráticos de choques generalizados; (ii) discriminar choques temporários de choques persistentes; e (iii) antecipar a tendência de curto prazo da inflação. As palavras-chave aqui são generalidade, persistência e antecipação. Dadas essas características, designaremos por núcleo da inflação o valor esperado da tendência da inflação.

As características acima não são arbitrárias. Sem um tal indicador dos rumos da inflação, é provável que a política monetária fique muito volátil, uma vez que tenderá a reagir a ruídos ao invés de se antecipar a movimentos duradouros.

Embora a meta e o núcleo da inflação sejam coisas diferentes, a literatura tende a não diferenciá-las. Neste texto consideraremos o núcleo da inflação exclusivamente como um indicador dos rumos da inflação e,

portanto, como um indicador da correção das políticas em curso. Isso significa que a definição do indicador dependerá da definição do índice considerado na política de metas. Mas, uma vez definido o índice, a medida indicadora deverá estar referida àquele índice. No Brasil, a meta de inflação é definida em termos do IPCA e, portanto, para nós, o valor esperado da tendência da inflação significa o valor esperado da tendência do IPCA.

Na literatura, encontramos quatro abordagens principais para o cálculo da “core inflation” (Roger (1998) e Wyne (1999) apresentam resenhas mais completas.).

(i) A abordagem mais tradicional é conhecida como “ex. food and energy”. A idéia é predefinir um grupo de produtos que será sistematicamente excluído do núcleo, supostamente em razão da alta volatilidade de seus preços. Entretanto, como as variâncias relativas podem mudar, seria preciso redefinir a cada período quais produtos excluir. Na verdade, há pouco a dizer a favor dessa abordagem, exceto que é simples.

(ii) A abordagem atualmente mais popular é, de longe, o uso de estimadores truncados (trimmed estimators) proposta, em especial por Bryan e Cecchetti em diversos artigos (ver a bibliografia no final do texto).

Esta abordagem considera que é um fato empírico que a distribuição da taxa de variação dos preços dos produtos num certo mês (trimestre *etc*) apresenta alto grau de assimetria e leptokurtose (caudas pesadas). Neste caso, o estimador da média truncada, que descarta parte das caudas da distribuição, é mais eficiente do que o estimador da média simples das taxas de variação. Portanto, os índices de preços habituais – que são médias simples – não são o estimador mais eficiente da média da distribuição dos aumentos de preços. A principal crítica a essa abordagem é que não é óbvio como computar o grau ótimo de truncamento, e que os resultados são sensíveis ao grau de truncamento adotado.

(iii) Estimadores truncados podem lidar com o problema de eficiência, mas não permitem discriminar entre choques temporários e persistentes. Cogley (1998) sugere o uso de um filtro de alisamento exponencial que enfrenta esse problema, mas ignora a questão de eficiência mencionada anteriormente.

(iv) Nenhuma das abordagens acima utiliza a teoria econômica para definir o núcleo. Quah e Vahey (1995) estimam um modelo auto-regressivo vetorial estrutural (SVAR) com a taxa de inflação e o nível de atividade. Eles definem o núcleo como o componente da inflação que não afeta o nível de

atividade no longo-prazo. Consideramos que esta abordagem está sujeita a 2 tipos de limitação: 1) depende de hipóteses de identificação, o que é sempre questionável. Por exemplo, supor que, a longo-prazo, o produto não é afetado pelo nível de preços seria muito menos questionável do que supor que não é afetado pela taxa de inflação; e 2) esta abordagem necessita de amostras suficientemente longas para estimar relações de longo prazo entre as séries.

O restante deste texto está organizado da seguinte forma. Na seção seguinte apresentamos o modelo de tendência comum; na seção (3) buscamos validar a medida estimada do núcleo da inflação e a (4) conclui.

2. O modelo de tendência comum

A principal hipótese da nossa abordagem – e, implicitamente, também das demais abordagens – é que as variações nos preços dos produtos apresentam uma única tendência comum, que é a taxa de inflação “real”. O núcleo da inflação deveria refletir essa tendência comum, filtrando os ruídos – especificamente, filtrando as flutuações transitórias e idiossincráticas.

Do ponto de vista da generalidade dos choques de preços, discriminaremos entre choques macroeconômicos ou idiossincráticos. Esses últimos refletem as condições específicas de cada mercado, de forma que as variâncias desses choques podem ser bastante diferentes. Dado que choques idiossincráticos afetam preços relativos e não o índice geral de preços, faz sentido omitir tais choques da nossa medida do valor esperado da tendência da inflação.

Do ponto de vista da persistência, os choques macroeconômicos podem ser decompostos em um componente cujo efeito persiste por vários períodos e outro componente que tem efeito transitório sobre a taxa de inflação e que é razoável eliminar de nossa medida da tendência da inflação.

Finalmente, é preciso levar em conta que as autoridades monetárias só conseguem afetar as taxas de inflação alguns períodos depois da sua alteração de política. Se as autoridades monetárias devem reagir ao que é provável que aconteça e não ao que já aconteceu, o valor esperado da medida da tendência da inflação deve antecipar o nível de inflação no futuro próximo e não medir o nível corrente.

Nossa medida da tendência da inflação deveria, portanto, apresentar três características: (a) estimar as variações gerais do índice de preços, descartando as idiossincráticas; (b) estimar as variações de preços persistentes, descartando as transitórias; e (c) antecipar a taxa de inflação no

futuro próximo. Esta medida do valor esperado da tendência da inflação que filtre os choques idiossincráticos e transitórios pode ser relacionada ao modelo de tendência comum padrão representado pelo modelo dinâmico multivariado com erros heteroscedásticos:

$$\pi_{it} = \mu_t + e_{it} \quad e_{it} \sim (0, \sigma_i^2) \quad i=1...N \quad (1)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim (0, W)$$

Onde: (μ_t) é a tendência comum das variações nos preços dos produtos (π_{it}) ; os choques idiossincráticos (e_{it}) tem variâncias (σ_i^2) e o componente macroeconômico transitório (ξ_t) tem variância (W) .

Este é uma versão simplificada o modelo dinâmico de componentes comuns que supõe que os choques idiossincráticos são não correlacionados, e que a componente comum segue um passeio aleatório. Essas hipóteses são necessárias para estimar esse modelo com a pequena amostra disponível. No Brasil, a história de altas taxas de inflação seguidas de planos de estabilização implica em mudanças na dinâmica dos preços dificultando a utilização de dados anteriores ao plano Real (1994).

Mesmo com essas hipóteses, esse modelo não pode ser estimado por procedimentos habituais. (i) Há centenas de variâncias (σ_i^2) a serem estimadas; (ii) a cesta de produtos do IPCA foi ampliada de 350 para 512 em agosto de 1999; (iii) a amostra utiliza dados com nível baixo de agregação, o que aumenta a chance de ocorrência de observações espúrias; (iv) algumas dessas variâncias podem mudar ao longo do tempo.

Nossa estratégia para estimar esse modelo foi inspirada em Cecchetti e Cogley. Ela combina os estimadores da média truncada e alisamento exponencial. A seguir, analisamos uma versão estática do modelo de tendência comum, que relaciona o estimador eficiente para dados heteroscedásticos com o estimador da média truncada. Posteriormente, incorporamos esse estimador num modelo dinâmico.

2.1 O modelo estático

Devido à dificuldade de estimar as variâncias do modelo (1) propomos a substituição do estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) pelo estimador das médias truncadas. Para permitir a comparação entre estes dois estimadores, vamos considerar o modelo (1) numa versão estática. Nesse

modelo, a tendência comum é representada pela média comum (μ) das variações nos preços dos diferentes produtos (π_i):

$$\pi_i \sim \phi_i = N(\mu, \sigma_i^2) \quad i=1 \dots N \quad (2)$$

Os índices de preço (π) são definidos com uma média ponderada das variações dos preços dos produtos (π), mas podem ser também ser definidos como uma média simples destas variações onde cada produto é repetido proporcionalmente ao seu peso. Por conveniência nós usamos esta última forma neste texto. A hipótese de normalidade é introduzida devido ao fato do preço de cada produto no índice ser a média de um número grande de observações do mesmo produto.

Nesse modelo heteroscedástico, dada as variâncias (σ_i^2), o estimador mais eficiente é o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (3):

$$E(\mu) = (\sum_i \sigma_i^{-2})^{-1} \sum_j \sigma_j^{-2} \pi_j = (\sum \delta_j)^{-1} \sum \delta_j \pi_j \quad (3)$$

Como não conhecemos as variâncias (σ_i^2), é uma questão empírica saber se MQG calculado com as variâncias estimadas continua eficiente. Dados os problemas para estimar essas variâncias, mencionados na última seção, vamos procurar um substituto para esse estimador. Para isso, vamos supor:

(i) que a variância possa ser aproximada pelo módulo do desvio observado ($\sigma_i^2 \cong |\pi_i - \mu|$). A intuição é a seguinte: se, num determinado mês, nós ordenarmos as observações, por exemplo em ordem crescente, é mais provável que as observações nas caudas venham de distribuições com alta variância do que de distribuições com baixa variância;

e (ii) que o ponderador (δ_j) assuma valor zero se a variância for maior do que um valor crítico (σ^*) e um em caso contrário ($\delta_j=1$ se $\sigma_j < \sigma^*$ e 0 se $\sigma_j \geq \sigma^*$). Com essas duas hipóteses, a média truncada pode ser vista como um substituto para o estimador MQG:

$$g(\{\pi_i\}_t, \alpha) = \sum_{i \in I(\alpha)} \pi_{it}, \quad I(\alpha) = \{i; \alpha < (j)/N < 1-\alpha\}, \quad \pi_{t(1)} < \dots < \pi_{t(n)} \quad (4)$$

Se a distribuição (ϕ_i) de cada produto tem variância diferente das demais, como em (2), a distribuição observada $Z = \{\pi_i, \dots, \pi_n\}$ dos preços de todos os produtos num certo mês tem caudas pesadas, e os produtos que estiverem nas caudas de (Z) são, com maior probabilidade, de distribuições (ϕ_i) com maior variância. Com as hipóteses acima, calcular a média truncada

que descarte os produtos que estiverem abaixo do percentil (α) e acima do percentil ($1-\alpha$) é semelhante a adotar o estimador MQG.

Finalmente, como a distribuição dos preços é assimétrica, a média truncada simétrica pode ser viesada. Por isto, adotamos um estimador de média truncada assimétrico onde o coeficiente de truncamento no lado direito será $(1-\alpha-d)$. O estimador truncado será denotado por: $g(\{\pi_i\}_t, \alpha, d)$

Dado que o estimador MQG é o estimador eficiente, é uma questão empírica verificar quão pior é o estimador da média truncada. Para isto, vamos fazer um exercício de simulação utilizando a amostra das variações de preços dos produtos de 7/1994 até o último mês antes da mudança da cesta de produtos componentes do índice (8/1999).

Para adequar os dados - em que o aumento médio dos preços varia com o tempo - ao modelo - que é estático -, vamos assumir que a variável ajustada $z_{it} = (\pi_{it} - \pi_t^*) \sim \phi_i$ independe do tempo; onde (π_t^*) é a média móvel centrada de 13 períodos da inflação observada (π_t) . Estes dados ajustados $\phi_i = \{z_{i1}, \dots, z_{in}\}$ serão considerados como a verdadeira distribuição (ϕ_i) . Nesse caso, podem ser calculados exatamente a variância (σ_i^2) e os momentos da distribuição (Z) das taxas de variação de todos os produtos.

A importância da dispersão nas variâncias (σ_i^2) é uma questão empírica. A tabela 1 mostra que, para estes dados, esse é um problema importante, com variações superiores a 1 para 20. A tabela 2 apresenta estatísticas da distribuição do IPCA.

Tabela 1: Percentis da distribuição de (σ_i^2)

Min	10%	30%	50%	70%	90%	Max
0.57	1.41	2.03	2.65	5.09	12.77	23.10

Tabela 2: Estatísticas do IPCA

Média	Des. Padrão	Assimetria	Kurtose
0.075	3.14	5.14	96

Como a distribuição de $(z_i \sim \phi_i)$ é conhecida, foi calculado o desvio padrão do estimador MQG (0.129). Realizamos um experimento de Monte Carlo com 10.000 repetições para estimar a eficiência – desvio padrão - do estimador truncado, e calculamos a média de $g(\{\pi_i\}_t, \alpha)$ e os momentos de ordem 2,3 e 4 para diversos valores de uma grade dos parâmetros que definem o truncamento (α, d) .

Os gráficos 1 e 3 mostram o desvio padrão do estimador truncado como função de (α, d) – com $\alpha, d=0$ temos a média dos preços habitual. O gráfico 2 mostra o p-valor do teste de existência de viés de estimação.

Gráfico 1: Desvio padrão $|(\alpha, d)$

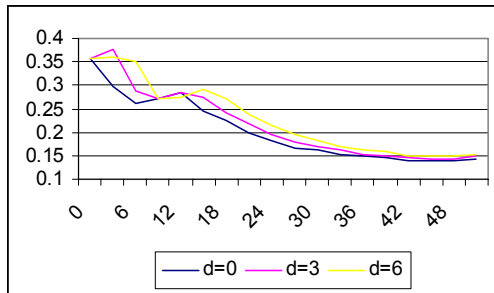


Gráfico 2: P-valor (H_0 : sem viés) $|(\alpha, d)$

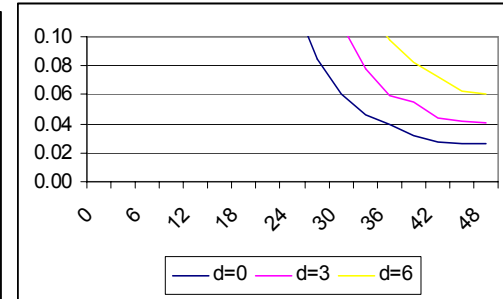
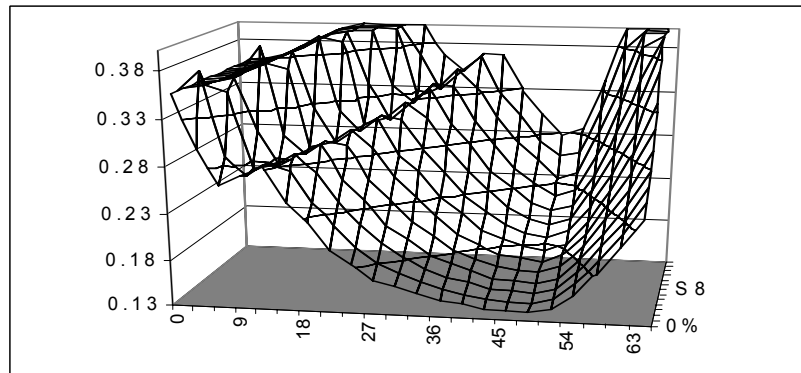


Gráfico 3: Desvio padrão $|(\alpha, d)$



Esses resultados sugerem que: (i) quanto maior o grau de truncamento, maiores a eficiência do estimador e a probabilidade de viés; (ii) um aumento no coeficiente de assimetria do truncamento reduz a eficiência e a probabilidade de viés; (iii) o estimador da média truncada é cerca de duas vezes mais eficiente que o não-truncado; (iv) a eficiência do estimador truncado é comparável à do estimador MQG, apesar de não requerer o conhecimento das variâncias dos preços de cada produto (σ_i^2).

Esse exercício sugere que, para estes dados, podemos utilizar o estimador da média truncada para estimar o nível comum da inflação sem grande perda de eficiência. Note-se que o estimador MQG requer a estimação de mais de 300 parâmetros, enquanto que o estimador truncado só envolve dois parâmetros e pode ser calculado utilizando apenas informações do mês corrente. Isso implica que: 1) não precisamos fazer hipóteses quanto à

estabilidade das variâncias; e 2) podemos trabalhar com índices de preços cuja cesta de produtos componentes é redefinida ao longo da amostra.

2.2 Estimando o valor esperado da tendência comum

Vamos retornar ao modelo completo (1), em que o nível comum (μ) segue um passeio aleatório. Essa é uma forma de discriminar entre choques temporários e permanentes que não pode ser, naturalmente, estimada utilizando apenas dados de um único mês. Como vimos, o núcleo da inflação é definido como $m_t = E(\mu_t)$, o valor esperado da tendência comum dos preços.

$$\pi_{it} = \mu_t + e_{it} \quad e_{it} \sim (0, \sigma_i^2) \quad i=1 \dots N \quad (1)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \xi_t \quad \xi_t \sim (0, W)$$

A tendência comum é semelhante a uma média de (π_{it}) e sua variância deveria ser inferior às dos choques idiossincráticos (σ_i^2). Assumindo que ela é muito menor, e definindo W como uma proporção da variância da componente comum, o apêndice mostra que o valor esperado da tendência comum (μ_t), denotado por (m_t), segue (5), onde o último fator corresponde ao estimador MQG para a média comum de cada mês, que pode ser aproximado pelo estimador de média truncada $g(\cdot)$.

$$m_t = f m_{t-1} + (1-f) \left(\sum_i \sigma_i^{-2} \right)^{-1} \sum_j \sigma_j^{-2} \pi_{jt} \cong f m_{t-1} + (1-f) g(\{\pi_{it}\}_t, \alpha, d) \quad (5)$$

Para cada $\psi = \{\alpha, d, f\}$, temos uma tendência comum ou medida do núcleo da inflação ($m_t(\psi)$). Portanto, (5) constrói uma família de medidas indexadas por ψ , cada uma das quais com um grau de truncamento e de alisamento.

Pretendemos que o núcleo da inflação aproxime a tendência futura da inflação, que pode ser medida por uma média móvel ($x_t(h)$), onde h é um horizonte de previsão arbitrário. Assim, adotaremos a função de perda $LS(\psi) = \sum (x_t(h) - m_t(\psi))^2$ para estimar (ψ). A função de perda padrão, ou o seu negativo, seria a verossimilhança do modelo, que é uma função da variância do erro de previsão a um passo $V = \sum (E(\pi_{it}|t-1) - m_{t-1}(\psi))^2$. Podemos justificar a função de perda adotada lembrando que a propriedade desejada para a tendência da inflação é a média das inflações futuras e não o nível da próxima taxa de inflação.

Dado que ($x_t(h)$) só é observado até h meses antes do último mês na amostra, (ψ) será estimado sem essas h últimas observações. Uma vez

estimado (ψ) podemos calcular valores de $\{m_t(\psi)\}$ até o período corrente, já que a equação (5) não depende de (h).

A função de perda LS(.) pode apresentar mais do que uma moda, ou ser pouco inclinada próximo do ponto de ótimo tornando duvidosa a escolha de apenas um valor para (ψ). Vamos introduzir a hipótese adicional de que o desvio segue uma distribuição normal, o que é uma hipótese forte, já que a tabela 2 mostra que a distribuição do IPCA é leptokúrtica e assimétrica; entretanto, $x_t(h)$ é uma média e sua distribuição deveria tender para a normal. Com essa hipótese, podemos construir um ponderador (7) para cada membro da família $\{m_t(\psi)\}$ e obter resultados não condicionais a (ψ) - equação (8), onde a verossimilhança é dada por (9).

$$x_t(h) - m_t(\psi) \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

$$w_\psi = \frac{p(\psi | \Omega)}{\int_\psi p(\psi | \Omega)} \quad (7)$$

$$E(m_t | \Omega) = \frac{\int_\psi p(\psi | \Omega) m_t(\psi)}{\int_\psi p(\psi | \Omega)} = \int_\psi w_\psi m_t(\psi) \quad (8)$$

$$p(\psi | \Omega) \propto -0.5(\sum_t (x_t(h) - m_t(\psi))^2 / T)^{-T} \quad (9)$$

Os resultados empíricos foram obtidos fazendo $h=6$, que nos parece um horizonte razoável dada as atuais condições da economia brasileira. O método numérico de estimação adotado consistiu em definir uma grade no domínio de variação de (ψ), calcular os valores de $\{p(\psi_i | \Omega), m_t(\psi_i)\}$ para esta grade e escolher o $\psi_i^* = \arg\max_i p(\psi_i | \Omega)$.

Para isolar o efeito do truncamento e do alisamento sobre o funcionamento de nossa medida do núcleo, estimamos versões restritas do modelo (1), e apresentamos para cada caso o valor de (ψ) que maximiza LS(.). Foi calculado também o efeito da utilização da nossa medida específica da tendência da inflação futura ($x_t(h)$). Para isto, (ψ) foi estimado com a função de perda LS*(.) que tem a mesma forma de LS(.), mas ($x_t(h)$) é substituído pela média centrada ($y_t(h)$).

Tabela 3: Valor de LS(.) para versões do modelo (1)

Especificação	α	$\alpha+d$	F	LS
1-só alisamento	0.000	1.000	0.538	51.2
2- só truncamento	0.175	0.850	0.000	63.8
3-truncam./alisam.	0.125	0.850	0.538	67.0

4- trunca.(sim)/alisam.	0.481	0.519	0.692	66.3
5- IPCA	0	1	0	45.3
6- truncam./alisam.*	.15	.85	.789	60.12

* média móvel centrada

Os resultados na tabela 3 sugerem que (i) o truncamento assimétrico tem um impacto reduzido sobre a perda; (ii) o truncamento tem um impacto sobre a a perda maior do que o do alisamento; (iii) o índice do IPCA antecipa mal a inflação futura; e (iv) a utilização da média centrada afeta significativamente os resultados.

Os resultados não condicionais foram obtidos utilizando a mesma grade do domínio de (ψ) e as equações (10-12). A função $w(\cdot)$ calculada pela equação (10) pode ser vista como uma aproximação para a distribuição do estimador de (ψ) . Os gráficos 4-6 apresentam as marginais desta distribuição para os 3 modelos considerados: apenas truncamento, truncamento e alisamento e truncamento simétrico e alisamento.

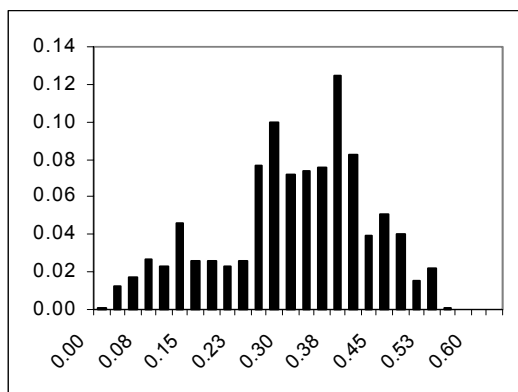
$$w(\psi_i) = p(\psi_i|\Omega) / \sum_i p(\psi_i|\Omega) \quad (10)$$

$$E(m_t|\Omega) \cong \sum_i w(\psi_i) m_t(\psi_i) \quad (11)$$

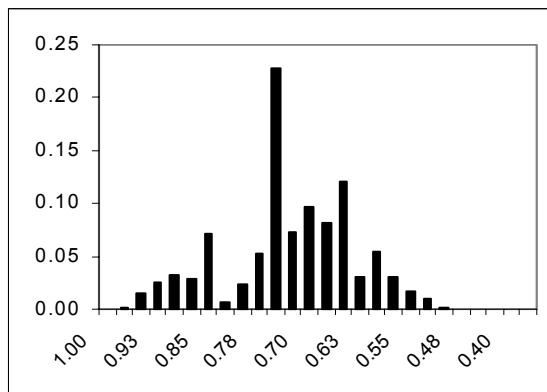
$$V(m_t|\Omega) \cong \sum_i w(\psi_i) (m_t(\psi_i) - E(m_t|\Omega))^2 \quad (12)$$

Gráfico 4: Apenas Truncamento: Distribuição marginal de

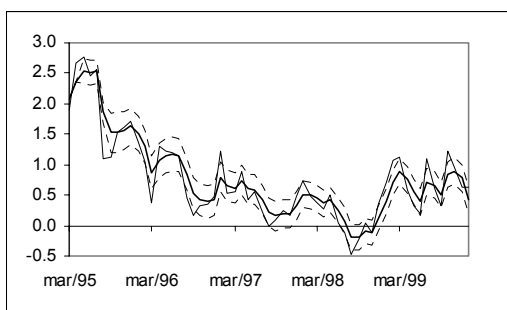
$(\alpha|\Omega)$



$(d|\Omega)$



Não-condicional: só alisamento



Não-condicional: só truncamento

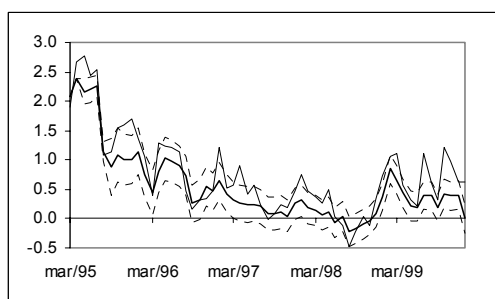


Gráfico 8: IPCA - truncamento e alisamento não-condicional

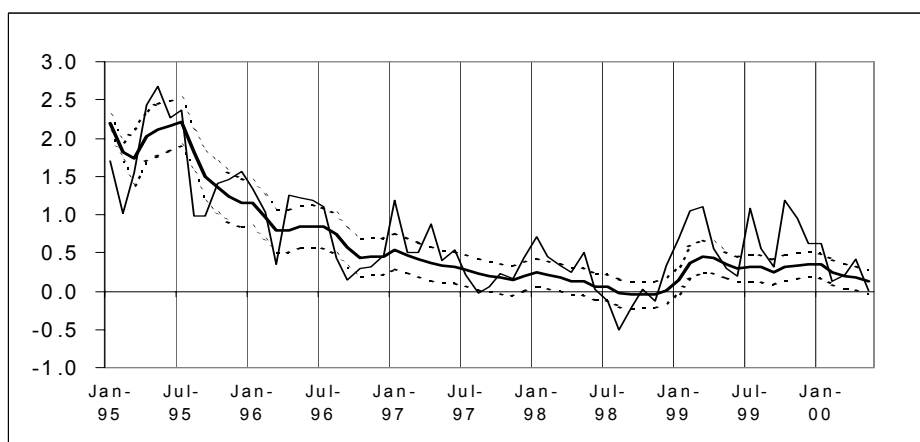
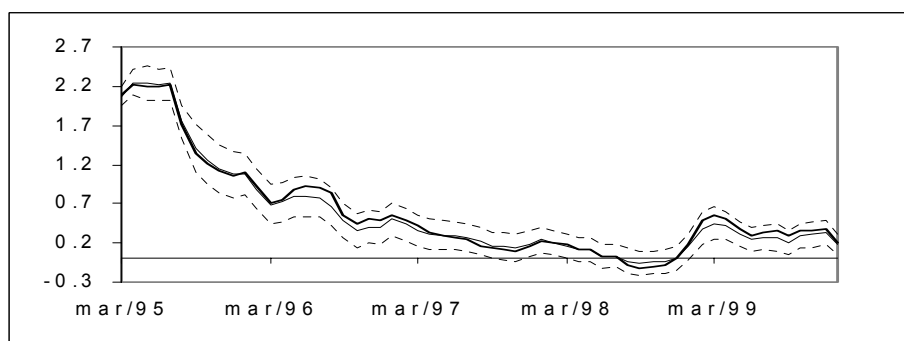


Gráfico 9: Truncamento e alisamento – não-condicional e máxima verossimilhança



Os gráficos refletem o processo de desinflação iniciado com o Plano Real de Julho de 1994. Nossa medida do valor esperado da tendência comum dos preços sugere que podemos rejeitar a hipótese de estabilidade de preços até o segundo semestre de 1997. Sugere, também, que, no final de 1998, a economia poderia estar se encaminhando para uma deflação caso a política em curso fosse mantida, o que ajuda a explicar porque a desvalorização de Janeiro de 1999 não teve um impacto ainda maior sobre a inflação.

Apesar disso, a desvalorização de Janeiro de 1999 teve um impacto significativo sobre a tendência da inflação. Após um *over-shooting* inicial, o

núcleo da inflação fica praticamente estabilizado durante o ano de 1999, só começando a cair de forma mais pronunciada no início de 2000.

Após a desvalorização de Janeiro de 1999, o núcleo tende a ficar abaixo do IPCA durante quase todo o ano. Isso poderia estar indicando um viés, talvez devido a uma mudança na estrutura da série, que interrompe a trajetória de queda que vinha apresentando desde o início do Plano Real. (Uma outra possibilidade é que o truncamento esteja descartando, sistematicamente, preços que sofrem largos reajustes com baixa frequência, como, por exemplo, os preços administrados.) Por outro lado, note que: (i) esse não é o único caso na amostra em que o núcleo passa alguns meses seguidos abaixo do índice cheio; (ii) o IPCA fica acima do núcleo nos meses de Maio e Junho de 1999; (iii) o IPCA acaba convergindo para o núcleo no início de 2000; e (iv) o núcleo é pouco sensível ao aumento na volatilidade do IPCA ao longo de 1999, sugerindo que os ruídos estão efetivamente sendo filtrados.

3. Nossa medida do núcleo da inflação antecipa a taxa de inflação?

Nossa medida do núcleo da inflação apresenta, por construção, 3 propriedades: descarta choques idiossincráticos e temporários, e é antecipatória, no sentido de ter sido construída olhando para a média móvel da inflação h-passos à frente. Entretanto, não sabemos se também é antecipatória no sentido mais habitual de ser um “lead” da taxa de inflação e qual sua performance relativa a “leads” habituais. Para analisar essas questões, vamos utilizar um modelo de atrator para comparar o poder preditivo de nossa medida do núcleo com uma base de dados que inclui outros preços além dos preços ao consumidor. As previsões serão sempre 6 meses à frente.

Estimamos um modelo padrão de tendência comum com o IPCA, o IPA e o INCC para servir como referência: é o “modelo de 3 variáveis”.

$$x_{it} = B\mu_t + Dz_{it} + e_{it}, e_{it} \sim N(0, \Sigma);$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \xi_\mu, \xi_\mu \sim N(0, v_\mu);$$

$$z_{it} = \phi y_{it-1} + \xi_{it}, \xi_{it} \sim N(0, v)$$

Os demais “leads” potenciais são os componentes do IPA-OG e do INCC. Os 105 componentes do IPA&INCC constituem um conjunto bastante diversificado de produtos, incluindo produtos agrícolas, matérias-primas e bens de investimento. Esse conjunto é “complementar” ao IPCA no sentido de ter uma probabilidade razoável de incluir informação que não está no IPCA,

já que são índices construídos com outra metodologia e que incluem outros tipos de produtos - o IPCA é medido fundamentalmente nos pontos de venda. O IPA e o INCC utilizam listas de preços dos produtores.

O modelo de atrator (13) verifica se o desvio entre a inflação corrente e o “lead” selecionado (v_t^m) é relevante para prever o desvio entre a inflação futura e a corrente (π_t). Quando a inflação corrente está acima (abaixo) do indicador, a inflação deveria estar subindo (caindo), de forma que não deveríamos rejeitar a hipótese que $\beta \in (0,1]$.

$$\pi_{t+6} - \pi_t = \alpha_k + \beta_k(v_t^m - \pi_t) + u_{t+6} \quad u_t = \rho_k u_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma_k^2) \quad (13)$$

Esse modelo prevê a taxa de inflação h períodos à frente e não tem componentes dinâmicas, o que tende a induzir resíduos autocorrelacionados. Assim, as equações foram estimadas supondo resíduos AR(1) e os resultados comparados utilizando as verossimilhança condicional ao EMV de (ρ).

O modelo foi estimado para cada uma das nossas medidas de núcleo e para cada componente do conjunto IPA&INCC, tendo sido calculadas suas log-verossimilhanças (LLH). A tabela 4 condensa esses resultados, apresentando-os em ordem decrescente de (LLH) e eliminando os resultados intermediários.

A tabela 4 sugere que: (i) apenas 2 dos 105 componentes do conjunto IPCA&INCC tem um poder preditivo – não significativamente – melhor que a nossa medida do núcleo, embora um deles apresente um resultado absurdo ($\beta < 0$); (ii) no caso do estimador com truncamento e alisamento, as alternativas não-condicional e máxima verossimilhança tem aproximadamente a mesma performance; (iii) as variáveis “lead” apresentadas tem aproximadamente a mesma performance em termos de verossimilhança, mas são significativamente melhores que as demais variáveis “lead”, que apresentam $LLH \in (52.9, 54.7)$.

Tabela 4: Comparação entre “leads”

Variável	LLH	β	T(β)
IPA – Maquinas Agricolas	56.895	-0.110	-2.85
INCC – Refeição pronta no local de trabalho	56.350	0.144	2.61
Não-condicional: truncamento e alisamento	56.262	0.580	2.71
MLE: truncamento e alisamento	55.799	0.553	2.51
Não-condicional: só truncamento	55.657	0.653	2.48
Média centrada	55.528	0.456	2.30
3 índices (INCC, IPC, IPA)	55.361	0.717	2.32

IPA-OG – Açúcar	55.306	-0.051	-2.22
IPA-OG – Produtos Farmacêuticos	55.239	0.046	2.10
IPA-OG – Borracha	55.216	-0.050	-2.16
IPA-OG – Fertilizantes	55.202	-0.048	-2.18
INCC – Pedra Britada	55.124	0.109	2.04
Não-condicional: só truncamento simétrico	54.712	0.548	1.94
Todos os demais “leads”			
IPA-OG – Tecidos, Vestuário e Calçados-Total	52.908	-0.019	-0.25

As tabelas 3 e 4 mostram que a melhor medida para o núcleo de inflação é a não condicional e irrestrita - truncamento assimétrico e alisamento. Dada essa medida, cabe verificar se, para prever a inflação futura, cada uma das demais variáveis do conjunto IPA&INCC (v_t^m) incorpora nova informação dado (y), e se (y) incorpora nova informação dado (v_t^m). O modelo (14) relaciona, através de uma relação dinâmica, a inflação futura com cada uma das demais medidas de “lead” do conjunto IPA&INCC já mencionado, e com a nossa medida para o núcleo (y). Este modelo permite testar as duas hipóteses : 1) $H_0: (\delta_m=0 | v_t^m)$ utilizando um teste t-student; e 2) $H_0: (\lambda_{1m} = \dots = \lambda_{pm} = 0 | y)$ utilizando um teste F. Em todos os casos as equações foram também estimadas com uma estrutura AR(1) para os erros.

$$\pi_t = \alpha_m + \delta_m y_{t-6} + \sum_k \eta_{km} \pi_{t-k-5} + \sum_k \lambda_{km} v_{t-5-k}^m + u_t \quad u_t = \rho_k u_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, s_k^2) \quad (14)$$

A tabela 5 condensa os 105 resultados ordenando-os em ordem ascendente to p-valor do teste F. Podemos ver que, sem perda de informação, apenas 5 variáveis não podem ser excluídas dado (y), e que em todo os casos (y) não pode ser excluído – inclusive nos demais 100 casos não apresentados.

Tabela 5: Comparação entre Variáveis/ modelo Lead

Variável	P-valor	S	T(δ)	δ
IPA-OG – Farinhas e Derivados	0.02	.0303	2.56	.793
IPA-OG – Maquinas Agricolas	0.02	.0679	2.25	.723
IPA-OG – Borracha	0.03	.0629	2.75	.883
IPA-OG – Tecidos e Fios Naturais	0.04	.0403	2.22	.722
IPA-OG – Fertilizantes	0.08	.0379	3.21	.989
IPA-OG – Papel e Papelão	0.10	.0333	2.13	.699

Esta análise não considera que as variáveis podem antecipar a inflação quando utilizadas em combinação. Com o nosso conjunto IPA&INCC seria difícil considerar todas as 2^{105} combinações de variáveis. Naturalmente, é

possível construir um índice utilizando correlação canônica entre a inflação futura e o nosso conjunto de variáveis contemporâneas e defasadas. Mas isto está fora do escopo deste artigo.

Apenas para fazer uma primeira descrição das características do conjunto IPA&INCC, efetuamos a decomposição canônica da matriz de correlação contemporânea entre os seus 105 componentes. O primeiro autovalor respondeu por cerca de 74% do total da variação, o que sugere que muita informação linear está organizada no entorno de uma única direção. Considerando apenas as 6 variáveis da tabela 5 – que são o sub conjunto de variáveis que isoladamente trazem mais informação para prever a inflação – foi repetido o exercício de decomposição canônica, e neste caso o primeiro autovalor respondeu por 90% do total da variação o que sugere que não é provável que uma análise com mais do que uma variável seja bem sucedida.

4. Conclusão

Este artigo propõe como medida para o núcleo da inflação o valor esperado da tendência comum dos preços do IPCA. Esta proposta estende a metodologia proposta por Cecchetti e Cogley: (i) definindo o núcleo da inflação como a tendência comum dos preços em um modelo dinâmico multivariado heteroscedástico; (ii) escolhendo como medida a tendência comum mais aderente à média da inflação futura; (iii) mostrando que o estimador da média truncada pode ser visto como uma proxy para o estimador de MQG; (iv) utilizando o estimador de truncamento assimétrico mais adequado para as distribuições observadas; e (v) obtendo resultados não condicionais para o núcleo da inflação mais adequados para o padrão multimodal da função de verossimilhança.

Este artigo deixa pelo menos um problema metodológico não resolvido. O perfil multimodal das densidades marginais reflete o perfil multimodal da função de perda adotada $LS(.)$. Esta função tem muitos mínimos locais tornando difícil a escolha de um estimador pontual para os parâmetros do modelo (ψ). A incorporação do modelo (6) ao modelo foi uma alternativa extrema para obter valores do núcleo ponderados pelos diversos valores relevantes de (ψ). Uma questão interessante seria definir um modelo probabilístico mais adequado para obter os ponderadores de $\{m_i(\psi)\}$.

Nossos principais resultados são: (i) dentro as alternativas que avaliamos, a melhor medida do núcleo é a que utiliza o truncamento e o alisamento; (ii) o alisamento contribui para os resultados, mas menos do que o

truncamento; (iii) nossas medidas construídas com referência a uma média móvel futura da inflação são bons “leads” da inflação quando comparadas com outros índices de preços e com medidas do núcleo construídas com referência a uma média móvel centrada; (iv) as estimativas de máxima verossimilhança são próximas das não-condicionais.

A medida proposta para o núcleo da inflação não é adequada como uma medida de meta e não discrimina entre choques de demanda e de oferta, mas é um indicador adequado da tendência futura da taxa de inflação. Ela sugere que o Plano Real de Julho de 1994 não estabilizou os preços antes do segundo semestre de 1997 e que a desvalorização de Janeiro de 1999 teve um impacto significativo sobre a tendência da inflação.

Esses resultados podem não ser robustos devido ao pequeno tamanho de nossa amostra de dados. O Plano Real provocou uma quebra na dinâmica dos preços no Brasil e a amostra pós-Real contém apenas cerca de 64 meses, durante os quais há uma contínua tendência de queda na inflação.

Apêndice

Seja:

$$\begin{aligned}\pi_{it} &= F' \mu_t + e_{it} & e_{it} &\sim (0, V_i) & F &= (1, 1, \dots, 1), i=1 \dots N \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + \xi_t & \xi_t &\sim (0, W) & W &= (1/f-1)V(\mu_{t-1}|t)\end{aligned}$$

utilizando os resultados do modelo dinamico bayesiano temos:

$$(\mu_t|t) \sim (m_t, C_t)$$

$$(\mu_t|t-1) \sim (a_t, R_t)$$

where

$$a_t = m_{t-1}$$

$$R_t = C_{t-1} + W = C_{t-1}/f$$

$$A_t = R_t F Q_t^{-1}$$

$$Q_t = F' R_t F + V \cong V \quad \text{se o choque idiosincrático é dominante}$$

$$\begin{aligned}C_t &= R_t - A_t Q_t A_t' = R_t - R_t F Q_t^{-1} Q_t (R_t F Q_t^{-1})' = R_t - R_t F V^{-1} F' R_t \\ &= R_t (1 - R_t \gamma) = C_{t-1}/f (1 - \gamma C_{t-1}/f)\end{aligned}$$

$$\gamma = F V^{-1} F' = \sum_i \frac{1}{V_i}$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} C_t = f(1-f)/\gamma \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} R_t = (1-f)/\gamma$$

$$m_t = a_t + A_t (\pi_{it} - F' a_t) = m_{t-1} + R_t F V^{-1} (\pi_{it} - F' m_{t-1}) =$$

$$= m_{t-1} (1 - R_t F V^{-1} F) + R_t F V^{-1} \pi_{it} = m_{t-1} (1 - \{(1-f)/\gamma\} \gamma) + (1-f) \frac{1}{\gamma} \sum_i \frac{\pi_{it}}{V_i} =$$

$$= f m_{t-1} + (1-f) \frac{1}{\gamma} \sum_i \frac{\pi_{it}}{V_i}$$

Bibliografia

1. Bakhshi, H., Yates, T. (1999); “To trim or not to trim?”, Bank of England Working Paper no. 97.
2. Blix, M. (1997); “Underlying inflation – a common trends approach”, Sveriges Kiksbank Working Paper no. 23.
3. Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. (1993); “The CPI as a measure of inflation”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 29:4, 15-24.
4. Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. (1994); “Measuring core inflation”, in Mankiw (1994).
5. Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. (1999); “The monthly measurement of core inflation in Japan”, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Discussion Paper 99-E-4.
6. Bryan, M. F., Cecchetti, S. G., Wiggins II, R. L. (1997); “Efficient inflation estimation”, NBER Working Paper no. 6183.
7. Cecchetti, S. G. (1997); “Measuring short-run inflation for central bankers”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Saint Louis, May/June, 143-155.
8. Cecchetti, S. G., Groshen, E. L. (2000); “Understanding inflation: implications for monetary policy”, NBER Working Paper no. 7482.
9. Cogley, T. (1998); “A simple adaptive measure of core inflation”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Papers in Applied Economic Theory no. 98-06.
10. Fase, M. M. G., Folkertsma, C. K. (1997); “Measuring inflation”, De Nederlandsche Bank Staff Reports no. 8.
11. Fiorencio, A., Moreira, A. (2000a); “Measuring the stability of the price system” futuramente em *Economic Modelling*.
12. Fiorencio, A., Moreira, A. (2000a); “O núcleo da inflação como tendência comum dos preços”, mimeo.
13. Gartner, C., Wehinger, G. D. (1998); “Core inflation in selected European Union countries”, Oesterreichische Nationalbank Working Paper no. 33.
14. Mankiw, N. G. (ed) (1994); *Monetary Policy*, The University of Chicago Press.
15. Mio, H., Higo, M. (1999); “Underlying inflation and the distribution of price changes – evidence from the Japanese trimmed mean CPI”, Institute for

Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, Discussion Paper 99-E-5.

16.Quah, D. T., Vahey, S. P. (1995); “Measuring core inflation”, Bank of England Working Paper Series no. 31.

17.Roger, S. (1997); “A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96”, Reserve Bank of New Zealand Discussion Papers no. 97/7.

18.Roger, S. (1998); “Core inflation: concepts, uses and measurement”, Reserve Bank of New Zealand Discussion Papers no. 98/9.

19.Taillon, J. (1997); “Review of the literature on core inflation”, Analytical Series no. 4, Statistics Canada.

20.Taillon, J. (1999); “Core inflation – a weighted median index”, Analytical Series no. 7, Statistics Canada.

21.Valkovszky, S., Vincze, J. (2000); “Estimates of and problems with core inflation in Hungary”, National Bank of Hungary Working Paper 2000/2.

22.Wynne, M. A. (1999); “Core inflation: a review of some conceptual issues”, Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper no. 99-03.

West and Harrison (1997) “ Bayesian Forecasting and Dynamic models”
Spring Verlag